

Impacto del nivel de educación y de la preocupación por la salud sobre la demanda de carnes en España

M. BEN KAABIA, J.M. GIL* y ANA M^a AGUDO.

*Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza *Unidad de Economía Agraria, Servicio de Investigación Agroalimentaria. Diputación General de Aragón. Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.*

*Apdo 727; 50080-Zaragoza. Tel: 976-716349; Fax: 976-716335. E-mail: jmgil@posta.unizar.es.

RESUMEN

La creciente difusión de toda una serie de trabajos médicos que relacionan dieta y salud, bien sea a través de los medios de comunicación, bien a través de las visitas a médicos y especialistas en nutrición, está modificando las tendencias existentes en el consumo de determinados alimentos. El objetivo de este trabajo se centra en evaluar el posible impacto que dicha información está ejerciendo sobre la demanda de carnes en España. A tal fin, se ha especificado un modelo AIDS en el que el término independiente se ha modificado incorporando un "índice de información sobre la salud". Asimismo, se ha considerado la posible influencia que puede ejercer el nivel de educación del cabeza de familia, por lo que se ha estimado un modelo diferente según si el cabeza de familia posee estudios primarios, secundarios o superiores. Desde el punto de vista metodológico se presta atención a las propiedades estocásticas de las series. En este sentido, los resultados indican que para los tres niveles de educación los precios no son estacionarios mientras que el resto de las series sí lo son, proponiéndose una estrategia adecuada para tratar este problema. A partir de los modelos estimados se han calculado las correspondientes elasticidades, incluida la elasticidad de la preocupación por la salud. Los resultados indican que dicha elasticidad es significativa para la mayor parte de los productos independientemente del nivel de educación. La preocupación por la salud ha ejercido una influencia negativa sobre las carnes rojas mientras que ha sido positiva en el caso del pescado.

Palabras clave: Nivel de estudios, salud, cointegración, demanda de carnes AIDS.

ABSTRACT

The increasing medical literature dealing with the relationship between health and food diet, made available to the general public through mass media or visits to nutrition specialist, is changing food consumption trends. The aim of this paper is to analyse the potential influence of health information and the demand for meat in Spain. To achieve this objective an AID system is specified in which the intercept is modified by including a health information index. The possible influence of the education level of the head of the household is also considered by estimating a different model for consumers with primary school, secondary school or university

Artículo recibido el 30 de julio de 2001. Aceptado el 23 de noviembre de 2001.

degree. From a methodological point of view special attention is paid to the stochastic properties of series. In this context, in the three cases results indicate that prices are non-stationary while the rest of the variables is. A two step procedure is outlined in this paper to deal with this problem. From estimated models different elasticities have been calculated. In relation with the health information elasticity, results show that health information has a significant influence on the demand for meat in Spain independently of the education level. The effect is negative in the case of red meats while positive for fish.

Key words: AIDS, cointegration, meat demand, health.

1. INTRODUCCIÓN

Desde principios de los años 90 estamos asistiendo a un cierto cambio de tendencia en el consumo de determinados productos alimenticios, tal como lo reflejan las estadísticas de Consumo Alimentario publicadas por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. Las razones de estos cambios tienen poco que ver con aspectos relacionados con la eficiencia productiva, ni siquiera con el comportamiento de los factores económicos que tradicionalmente se ha considerado que influían en el comportamiento del consumidor (renta y precios). Por el contrario, las explicaciones de estos cambios de tendencia hay que buscarlos en la disponibilidad por parte del consumidor de una mayor información sobre los alimentos que consume (calidad, modo de elaboración, contenido nutritivo, impacto sobre el medioambiente, relación con la salud, etc). En este trabajo nos centraremos en este último aspecto, es decir, hasta qué punto la creciente información sobre la relación dieta-salud ha incluido sobre la demanda de alimentos.

Hoy en día parece evidente para la sociedad en general que existe una estrecha relación entre salud y el consumo de determinados alimentos. Esto es debido a que una gran parte de la investigación médica en este campo se ha hecho accesible al público en general, bien sea a través de los medios de comunicación de mayor difusión (prensa, radio y televisión), bien a través de visitas a médicos o especialistas en nutrición. A todo esto hay que añadir las campañas de promoción por una alimentación más sana puestas en marcha por los poderes públicos así como la utilización de la salud como reclamo publicitario para la venta de determinados productos y marcas. Toda esta creciente información ha hecho que los consumidores sean cada vez más conscientes de que la ingestión de determinados nutrientes, junto con la realización de un ejercicio físico moderado, puede reducir el riesgo de infarto y la incidencia de enfermedades tales como determinados tipos de cáncer, diabetes, etc (Kantor, 1999).

En este contexto, parece adecuado pensar que esta creciente disponibilidad de información sobre la relación existente entre dieta y salud ha tenido una cierta influencia sobre el consumo de alimentos, en general, y sobre el de carnes, en particular. Los economistas

agrarios que han trabajado en el análisis de la demanda de alimentos no han sido ajenos a esta posible influencia y desde el pionero trabajo de Brown y Schrader (1990) se han venido publicando diversos trabajos sobre el tema (Capps y Schitz, 1991; Yen y Chern, 1992; Chern y Zuo, 1995; Kinnucan et al., 1997; y Kim y Chern 1999; entre otros). La mayor parte de estos trabajos hacen referencia a los Estados Unidos y se han concentrado, fundamentalmente, en la influencia que la creciente información disponible acerca de relación grasas-colesterol-salud ha tenido sobre la demanda de productos de origen animal (carnes y huevos). Los resultados, sin embargo, no son del todo concluyentes ya que mientras que algunos trabajos han demostrado que existe una influencia significativa entre información sobre salud y demanda de alimentos, en otros los resultados no han sido concluyentes. En el caso de Europa, Rickertsen y von Cramon (2000) en un estudio realizado en cinco países (España, Francia, Italia, Noruega y Reino Unido) tampoco encontraron influencias muy significativas.

La obtención de resultados contradictorios puede ser atribuible: al período muestral seleccionado, a la forma en que la información sobre la salud se ha introducido en el modelo, o bien a las diferencias existentes en cuanto a la especificación del modelo. En este sentido, los estudios recientes sobre no estacionariedad y cointegración han abierto nuevas posibilidades de análisis haciendo la especificación de sistemas de demanda en forma de modelo de corrección del error bastante popular (Denbaly y Vroomen, 1993; McAvinchey, 1996; y Chambers y Nowman, 1997; entre otros). Sin embargo, hasta la fecha, la mayoría de los trabajos sobre demanda que han considerado estos aspectos únicamente se han preocupado de contrastar la no estacionariedad de las series y su posible cointegración como paso previo para especificar "ad hoc" un sistema en forma de modelo de corrección del error. Recientemente, Pesaran y Shin (1999) y Ben Kaabia y Gil (2001) han utilizado el enfoque propuesto por Johansen y Juselius, en diversos trabajos, con el fin de especificar y estimar un sistema de demanda cointegrado. En cualquier caso, en todos los trabajos publicados hasta la fecha se ha considerado que todas las variables eran $I(1)$, cuando puede que éste no sea el caso.

Teniendo en cuenta todo lo mencionado anteriormente, el principal objetivo de este trabajo se centra en el análisis de la posible influencia que la creciente información sobre la relación entre dieta y salud ha tenido sobre la demanda de carnes en España. La contribución de este trabajo se puede analizar desde una doble vertiente. Desde el punto de vista metodológico, éste es uno de los primeros trabajos en el que se considera que en un sistema de demanda las variables pueden presentar diferentes órdenes de integración. Desde el punto de vista aplicado, la principal novedad radica en que el análisis se realiza para diferentes segmentos de la población. Dado que la variable renta suele incluirse como variable exógena en cualquier sistema de demanda, en este trabajo nos ha parecido que el nivel de educación del consumidor podría influir tanto en la forma en cómo éste percibe la informa-

ción sobre la salud como en su forma de reaccionar ante dicha información. Se han distinguido tres niveles de educación: estudios primarios, estudios equivalentes a bachiller o Formación Profesional y, finalmente, estudios superiores (universitarios).

Para la consecución del mencionado objetivo, el trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En el siguiente apartado, se describe el modelo teórico especificado con el fin de incluir la información sobre la salud en un sistema de demanda. El apartado 3 se dedica por completo al análisis de los datos. Se presta especial atención a las fuentes de datos utilizadas, a la construcción del índice de información sobre la salud y al análisis de las propiedades estocásticas de las series, paso previo para la especificación final del sistema. El cuarto apartado se dedica a la descripción de los resultados obtenidos. Finalmente, se enumeran una serie de consideraciones finales.

2. SISTEMA AIDS E INFORMACIÓN SOBRE LA SALUD

En la literatura se han desarrollado diversos sistemas de demanda para explicar cómo el gasto en alimentación se distribuye entre los diferentes grupos de alimentos. Entre estos sistemas, el sistema AIDS ha sido uno de los más utilizados debido a su flexibilidad para la contrastación de la hipótesis teóricas así como su facilidad de estimación, sobre todo en el caso de incluir el índice de precios de Stone en su versión lineal. Es por ello que este es el sistema elegido en este trabajo aunque los resultados obtenidos se pueden fácilmente extrapolar a otros sistemas. El sistema AIDS se especifica como sigue:

$$w_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln\left(\frac{y_t}{P_t}\right) + \sum_i^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + u_t \quad (1)$$

donde, w_{it} representa la participación en el gasto total del producto i -ésimo en el período t ($t=1 \dots T$); y_t representa la renta real o el gasto en un determinado grupo de productos, dependiendo de si se ha introducido o no la hipótesis de separabilidad de las preferencias, en el período t ($t=1 \dots T$); p_{jt} representa el precio del bien j -ésimo en el período t ($t=1 \dots T$); y P_t es un índice de precios definido para el período t ($t=1 \dots T$) como:

$$\log P_t = \sum_{j=1}^n \overline{w_j} \log p_{jt}$$

El efecto de la información sobre la relación salud-dieta suele realizarse modificando el término constante en (1) (Brown y Schrader, 1990; y Kinnucan et al., 1997). Asimismo, dado que, como veremos más adelante, se dispone de información trimestral, se ha consi-

derado necesario introducir también en la constante el componente estacional. Por tanto, en el modelo (1) α_i queda especificado como sigue:

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \sum_{d=1}^3 \delta_{id} D_d + \sum_{h=1}^k \lambda_{ih} IS_{t-h} \quad (2)$$

donde D_d representan variables ficticias trimestrales ($d=1,2,3$) e IS refleja la información sobre la salud que se supone puede ejercer un efecto diferido sobre la demanda de un determinado producto (hasta k retardos).

Las restricciones teóricas de agregación, homogeneidad y simetría implican el cumplimiento de:

- agregación: $\sum_{i=1}^n \alpha_{i0} = 1; \sum_{i=1}^n \beta_i = 0; \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0; \sum_{i=1}^n \delta_{id} = 0 \forall d; \text{ y } \sum_{i=1}^n \lambda_{ih} = 0 \forall h$
- homogeneidad: $\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$
- simetría: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$.

Finalmente, las elasticidades para el i -ésimo producto, calculadas para los valores medios de las respectivas variables, vienen dadas por:

- Elasticidad renta: $\eta_i = \frac{\beta_i}{w_i} + 1$
- Elasticidad propio-precio no compensada: $\varepsilon_{ij} = -1 + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) - \beta_i \quad i = j$
- Elasticidad precio-cruzada no compensada: $\varepsilon_{ij} = \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) - \beta_i \left(\frac{\bar{w}_i}{w_j} \right) \quad i \neq j$
- Elasticidad precio compensada: $e_{ij} = \varepsilon_{ij} + \bar{w}_i \eta_i$
- Elasticidad de la información sobre salud: $\kappa_i = \left(\sum_h \lambda_{ih} \right) \frac{\bar{IS}}{w_i}$

3. DATOS Y ANÁLISIS PRELIMINARES

Los datos utilizados en este trabajo para analizar la demanda de carnes en España, así como el impacto sobre la misma de la información existente sobre la relación dieta-salud, se han obtenido de diversas fuentes. La fuente de información utilizada para la obtención de las cantidades consumidas y del gasto ha sido la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares publicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). A partir de los datos a nivel micro (familia por familia) y para cada trimestre, se ha agregado las cantidades consumidas y el gasto realizado en los diferentes tipos de carnes por todas las familias incluidas en la muestra y clasificadas según el nivel de estudios (primarios, secundarios y superiores). A partir de las cifras agregadas se han obtenido los valores per cápita (tanto en términos de gasto como de cantidades consumidas). Los precios se han obtenido mediante el cociente entre ambas magnitudes. En definitiva, se ha especificado un sistema de demanda para cada uno de los tres niveles de educación del cabeza de familia que acabamos de mencionar.

Se han considerado cuatro tipos de productos: carne de vacuno, carne de cerdo, carne de pollo y pescado. Únicamente se han considerado los productos frescos sin transformar. Por otro lado, no ha sido posible incluir en el estudio la carne de cordero, dado que la base de datos utilizada únicamente proporciona información en términos de gasto pero no en términos de cantidades consumidas. Finalmente, mencionar que se ha supuesto separabilidad débil de las preferencias por lo que en vez de la renta real, se ha incluido en (1) el gasto real en carnes. Como se acaba de mencionar, la frecuencia de los datos utilizados es trimestral. El período de análisis abarca desde 1985:1 hasta 1996:4.

Una de las cuestiones más importantes a la hora de analizar cómo la información sobre la relación dieta-salud está afectando a la demanda de carnes es la relativa a la definición de una variable que sea capaz de medir hasta qué punto los consumidores están informados acerca de esta relación. En términos generales, se asume que esta información se publica originariamente en revistas científicas de carácter médico y que posteriormente es transmitida a los consumidores, o bien por los propios profesionales, o bien por los medios de comunicación. Asimismo, se espera que el número de artículos publicados en estas revistas científicas sea proporcional a la cantidad de información que llega a los consumidores. Teniendo en cuenta estas hipótesis, en la literatura se ha utilizado lo que se ha venido denominando como "índice de información sobre la salud". Este índice se elabora, simplemente, contando los artículos publicados en revistas médicas sobre la relación dieta-salud. Generalmente, la base de datos utilizada para este fin ha sido MEDLINE. Esta base contiene resúmenes de artículos publicados en más de 4.000 revistas médicas por lo que puede considerarse como una buena aproximación a la cantidad de información disponible sobre la relación dieta-salud. Brown y Schrader (1990) fueron los pioneros en la utilización de

dicha base para investigar la posible relación entre la información sobre salud y la demanda de huevos. Capps y Schmitz (1991), para la demanda de carnes y pescados y Kim y Chern (1999), para la demanda de aceites y grasas, entre otros trabajos, adoptaron esta misma base.

Aunque la base de datos MEDLINE únicamente contiene publicaciones en inglés, también nos ha parecido conveniente utilizar dicha base en este trabajo por dos razones fundamentales. En primer lugar, no existe una base de datos suficientemente amplia, para el período de estudio considerado, con artículos publicados en castellano (la base consultada recoge como máximo 6 ó 7 artículos por trimestre). En segundo lugar, aunque la información originariamente esté escrita en inglés, el proceso de difusión no creemos que se vea afectado de forma sustancial.

A la hora de elaborar el índice de información sobre la salud es necesario definir las palabras clave utilizadas para realizar el recuento de artículos. Los diferentes estudios mencionados a lo largo de este trabajo seleccionan las palabras clave teniendo en cuenta la naturaleza de los productos que se quieren analizar y el objetivo del trabajo. Por ejemplo, en el pionero estudio de Brown y Schrader (1990), se utilizaron como palabras clave "colesterol y enfermedad coronaria o arteriosclerosis", eliminando aquellos artículos considerados irrelevantes ya que relacionaban dichas enfermedades con el tabaco o el alcohol. El índice se elaboraba sumando aquellos artículos que establecían una relación positiva entre las palabras mencionadas mientras que se restaba una unidad en caso contrario. Sin embargo, estos últimos casos eran prácticamente irrelevantes por lo que en el índice final sólo se consideraron los artículos que establecían una relación positiva. En este trabajo las palabras clave utilizadas han sido "(grasas o colesterol) y (enfermedad coronaria o arteriosclerosis)", eliminándose todos aquellos artículos que no estuviesen directamente relacionados con el tema. En este caso, la información disponible era de carácter mensual, acumulándose por trimestres para que fuese homogénea con la información existente para cantidades y gasto. Asimismo, se ha supuesto que el efecto de la publicación no es inmediato y que, además, puede perdurar en el tiempo. Teniendo en cuenta la naturaleza de los datos utilizados en este trabajo, se ha supuesto que el máximo período de influencia es un año (4 trimestres).

Propiedades estocásticas de las series

Teniendo en cuenta que estamos trabajando con series de tiempo, es necesario, antes de proceder a la especificación del sistema AIDS, analizar las propiedades univariantes de las series consideradas, esto es, si son o no estacionarias y, en caso de que no lo sean, si están o no cointegradas. Respecto a los precios y al gasto real, no hay nada relevante que reseñar. Sin embargo, las participaciones están acotadas entre 0 y 1, por lo que difícilmente pueden ser no estacionarias. Ahora bien, Attfield (1997) considera que si bien esto es cierto, en

numerosas ocasiones estas variables se comportan claramente como no estacionarias, por lo que deberían tratarse como tales. En este trabajo se ha optado por contrastar la no estacionariedad de todas las series, siguiendo el trabajo mencionado anteriormente.

La determinación del número de raíces unitarias de una serie, es decir, del grado de integración (d) ha sido el objeto de numerosos estudios en los últimos años. En este trabajo se han utilizado los basados en los trabajos de Fuller (1976) y Dickey y Fuller (1979, 1981), prestando especial atención a la especificación correcta de las regresiones correspondientes tanto en cuanto a la selección de los componentes deterministas como a la elección del retardo óptimo a fin de evitar la existencia de autocorrelación¹. En el Cuadro 1 se recogen los resultados de los contrastes de raíz unitaria para los tres niveles de estudio. Como puede apreciarse, en el caso de las cuatro participaciones los resultados de raíces unitarias para los tres niveles de estudios indican la estacionariedad de dichas series. El gasto real en carnes y pescado también puede considerarse estacionario alrededor de una tendencia determinística, así como el índice de información sobre la salud. En cuanto a los precios, para los tres de niveles de estudios, no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.

Cuadro 1. Resultados de los contrastes de raíces unitarias para el análisis de la demanda de carnes en España

Series*	Estudios Primarios	Estudios Medios	Estudios Superiores
W_V	-5.21 ^a	-5.14 ^a	-3.24 ^a
W_C	-5.40 ^b	-5.27 ^b	-5.03 ^b
W_P	-4.35 ^b	-3.84 ^b	-3.90 ^b
W_F	-4.97 ^a	-5.75 ^a	-4.03 ^a
$\ln P_V$	-1.55 ^b	-2.22 ^b	-1.52 ^b
$\ln P_C$	-0.86 ^b	-2.01 ^b	-1.83 ^b
$\ln P_P$	-0.85 ^b	-1.09 ^b	-0.83 ^b
$\ln P_F$	-2.54 ^b	-1.76 ^b	-2.52 ^b
$\ln(Y/P)$	-4.88 ^a	-4.24 ^a	-3.66 ^a
IS		-5.29 ^b	

* W_i es la participación en el gasto en carnes y pescados del producto i (V = Vacuno; C = Cerdo; P = Pollo; y F = Pescado); $\ln P_i$ es el logaritmo del precio de la carne i ; $\ln(Y/P)$ es el logaritmo del gasto real en carnes y pescados, siendo P el índice de Stone; IS es el índice de información sobre la salud medido como el número de publicaciones aparecidas en revistas médicas que relacionan alimentación y salud.

^a Indica que el modelo utilizado de Dickey-Fuller contiene una constante, variables ficticias estacionales y una tendencia (el valor crítico en este caso es de -3.60 al nivel de significación del 5%).

^b Indica que el modelo utilizado de Dickey-Fuller incluye una constante y variables ficticias (el valor crítico en este caso es de -3.00 al nivel de significación del 5%).

1. A pesar de que los datos utilizados son de carácter trimestral, no se ha apreciado un componente estacional significativo. En efecto, se han llevado a cabo los contrastes de raíces unitarias estacionales propuestos por Hylleberg et al (1990) y los resultados indican que se rechaza la existencia de raíces unitarias estacionales así como la existencia de estacionalidad determinista.

A la vista de estos resultados (combinación de variables $I(0)$ e $I(1)$) nos enfrentamos a serios problemas económicos y econométricos. Si estimamos el modelo AIDS tal como aparece en (1) los estimadores dejarían de tener propiedades óptimas y la inferencia estadística realizada sobre dicho modelo carecería de validez. Una alternativa posible para solucionar este problema consistiría en diferenciar las cuatro series de precios para convertirlas en estacionarias. Sin embargo, la estimación de un modelo AIDS considerando las participaciones, el gasto real y el índice de información sobre la salud en niveles y los precios diferenciados resultaría muy difícil de interpretar desde el punto de vista económico.

Una segunda alternativa (mucho más plausible desde nuestro punto de vista) sería estimar el sistema (1) utilizando precios relativos, es decir, imponiendo a priori la restricción de homogeneidad. La estrategia adoptada en este trabajo se sitúa en la línea de esta última alternativa. Sin embargo, en vez de imponer a priori la restricción de homogeneidad, se ha considerado más apropiado contrastarla previamente. En caso de cumplirse, se especificará el sistema (1) para cada nivel de educación utilizando precios relativos.

Homogeneidad en precios

Dado que para los tres sistemas especificados los precios son no estacionarios, se trata de verificar si dichos precios están cointegrados y cumplen la restricción de homogeneidad. Para ello, se ha utilizado el procedimiento de estimación máximo-verosímil propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). De forma resumida² este procedimiento parte de la definición de un modelo VAR en forma de vector de mecanismo de corrección del error (VMCE) que, en forma matricial, puede expresarse como:

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + u_0 + u_1 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde: Z_t es el vector (4×1) de las cuatro series de precios consideradas para cada nivel de educación; $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$; Γ_i son matrices 4×4 de parámetros a corto plazo ($i=1, \dots, k-1$); Π es la matriz (4×4) de los coeficientes a largo plazo; y ε_t es el vector de perturbaciones $\text{niid} \sim (0, \Sigma)$.

La determinación del rango de cointegración requiere, en primer lugar, una correcta especificación del modelo VAR. Para ello, el modelo (3) se ha especificado para todos los casos incluyendo una constante restringida al largo plazo y cuatro variables ficticias estacionales centradas con el fin de recoger la posible existencia de un componente estacional

2. Se puede encontrar un desarrollo más detallado de esta metodología en Harris (1995); Suriñach et al. (1995) y Johansen (1995) entre otros.

en el corto plazo. Para cada nivel de educación, el número de retardos del modelo se ha seleccionado de acuerdo al Criterio de Akaike y teniendo en cuenta los resultados de los contrastes de especificación (autocorrelación) llevados a cabo. A continuación, a partir de este modelo se determina el número de relaciones de cointegración existentes.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de los estadísticos Traza y λ -máximo para determinar el rango de cointegración. Los resultados son bastante consistentes para los tres niveles de educación considerados ya que en los tres sistemas de precios el estadístico de la traza indica la presencia de tres vectores de cointegración (relaciones de equilibrio a largo plazo). Sin embargo, si se analizan los resultados del estadístico λ -máximo se observa como según este criterio sólo existirían dos relaciones de cointegración. Teniendo en cuenta que el estadístico de la traza es más robusto en muestras de tamaño reducido se ha decidido considerar la existencia de tres relaciones de equilibrio a largo plazo o, lo que es lo mismo, de una única tendencia común entre los cuatro precios para cada nivel de educación.

Cuadro 2. Determinación del rango de cointegración para el sistema de precios

	Traza			
$H_0: r =$	0	1	2	3
Valor Crítico (5%) ^a	53,12	34,91	19,96	9,24
Estudios Primarios	81.09	43,23	20.06	5.75
Estudios Medios	79.96	41.25	20.16	8.18
Estudios Superiores	91.79	52.59	20.56	6.52
	λ -Máximo			
Valor Crítico (5%) ^a	28,14	22,14	15,67	9,24
Estudios Primarios	38.79	27.01	13.06	6.83
Estudios Medios	35.71	23.19	13.88	8.18
Estudios Superiores	39.2	33.03	14.04	6.52

^a Los valores críticos se han tomado de Osterwald-Lenum (1992)

Una vez que se ha determinado el rango de cointegración, el paso siguiente consiste en contrastar la hipótesis de homogeneidad entre los precios en cada uno de los sistemas. Para contrastar dicha hipótesis se ha utilizado el procedimiento de identificación del espacio de cointegración propuesto por Johansen y Juselius (1994). En términos generales, este procedimiento consiste en imponer al menos $(r-1)$ restricciones en cada relación de cointegración. Para ello, es necesario que los tres vectores de cointegración cumplan la siguiente relación:

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & * \\ 0 & 1 & -1 & 0 & * \\ 0 & 0 & 1 & -1 & * \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} P_1 \\ P_2 \\ P_3 \\ P_4 \\ c \end{pmatrix} \quad (4)$$

es decir, que cada vector de cointegración esté formado por una pareja de precios que satisfaga la relación [1,-1].

El estadístico de la razón de verosimilitud para contrastar (4) adopta los valores 2,82; 7,16 y 6,21 para el caso de estudios primarios, secundarios y superiores, respectivamente. Como se puede apreciar, para un nivel de significatividad del 5%, no se puede rechazar la hipótesis nula de homogeneidad en precios para los tres niveles de educación considerados (el estadístico se distribuye asintóticamente según una $\chi^2(3)$ cuyo valor crítico al mencionado nivel de significación es 7,81). Este resultado nos permite definir un sistema AIDS utilizando precios relativos. En este caso, todas las series del sistema son estacionarias y, por tanto, se puede llevar a cabo cualquier contraste sobre el mismo utilizando las distribuciones estándar.

4. ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA Y CÁLCULO DE LAS ELASTICIDADES

El sistema AIDS finalmente especificado para cada nivel de educación incorporando el índice de salud viene dado por:

$$w_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{d=1}^3 \delta_{id} + \sum_{h=1}^4 \lambda_h IS_{t-h} + \beta_i \log\left(\frac{y}{P}\right)_t + \sum_j \gamma_{ij} \log \frac{P_{jt}}{P_{ft}} + u_{it} \quad (5)$$

en el que todas las variables han sido definidas previamente (véase Cuadro 1) y, como se puede apreciar, en los tres sistemas los precios se han deflactado respecto al precio del pescado. En el caso del índice de salud se han considerado hasta un máximo de cuatro retardos.

El sistema recogido en (5), imponiendo homogeneidad, para los tres niveles de educación, se ha estimado mediante el procedimiento de Máxima Verosimilitud con Información Completa (FIML) eliminando la ecuación correspondiente al pescado para evitar la singularidad de la matriz de varianzas y covarianzas. Antes de iniciar cualquier contraste sobre

dicho modelo, se ha comprobado la correcta especificación del mismo y, más concretamente, que los residuos del mismo no presentasen problemas de autocorrelación y que se distribuyesen según una normal. La hipótesis nula de ausencia de autocorrelación se ha contrastado mediante el test multivariante de Godfrey (1988) mientras que la de normalidad mediante el estadístico multivariante propuesto por Doornik y Hansen (1994). Los resultados se recogen en el Cuadro 3. Como se puede apreciar, y para los tres niveles de educación, los resultados de todos los contrastes indican que no puede rechazarse la hipótesis nula de que los respectivos modelos se encuentren correctamente especificados.

Cuadro 3. Contrastes de especificación de los modelos AIDS

	Autocorrelación LM(1) ^a	Autocorrelación LM(4) ^b	Normalidad ^c
Estudios primarios	10,39	36,39	8,56
Estudios medios	11,51	40,31	7,21
Estudios superiores	9,54	21,61	10,42
Valor Crítico al 5%	16,95	50,71	12,59

^a Contraste multivariante de autocorrelación de orden 1 (Godfrey, 1988) que se distribuye según $un\chi^2(9)$.

^b Contraste multivariante de autocorrelación de orden 4 (Godfrey, 1988) que se distribuye según $un\chi^2(36)$.

^c Contraste multivariante de normalidad (Doornik y Hansen, 1994) que se distribuye según $un\chi^2(6)$.

En segundo lugar, se ha contrastado el cumplimiento de las hipótesis teóricas. Dado que la condición de homogeneidad ya se ha contratado e impuesto, se ha procedido a contrastar la restricción de simetría utilizando el contraste de la razón de verosimilitud. El resultado de dicho contraste arroja un valor de 7,01, en el caso de estudios primarios, 6,01 en el caso de estudios medios, y 5,75 en el caso de estudios superiores, respectivamente. En los tres casos los valores del mencionado estadístico se encuentran muy por debajo del valor crítico de una $\chi^2(6)$ que es 12,56. Por lo tanto, las elasticidades que se van a obtener son consistentes con la teoría.

A partir de los parámetros estimados³, se han calculado las correspondientes elasticidades para cada uno de los niveles de educación considerados en este trabajo (Cuadro 4). Como se puede apreciar, los resultados obtenidos son bastante consistentes con los esperados. La elasticidad de la información sobre la salud es más significativa conforme aumenta el nivel de educación del cabeza de familia. En los niveles de educación más bajos (normalmente asociados, aunque no siempre es el caso, con niveles de renta más bajos) el efecto ha sido significativo en las carnes consideradas más baratas (pollo y cerdo). Como cabría esperar, el efecto ha sido negativo en el caso del cerdo y positivo en el del pollo, si bien los valores absolutos de dichas elasticidades son relativamente pequeños. En las fami-

3. Los parámetros estimados no se han incluido ya que las variables relevantes son las elasticidades. En cualquier caso, los resultados están disponibles para cualquier lector interesado.

lias en los que el cabeza de familia posee estudios a nivel de bachiller o similar, el efecto de la información sobre la salud es también bajo. Sin embargo, en este caso dicho efecto es más evidente en los productos de precios más elevados como son la carne de vacuno (efecto negativo) y el pescado (efecto positivo). Como acabamos de mencionar, el efecto de la creciente información sobre la relación existente entre la ingestión de determinados nutrientes y el aumento del riesgo de padecer enfermedades cardiovasculares o determinados tipos de cáncer ha sido más evidente en las familias en las que el cabeza de familia posee estudios superiores. Salvo en el caso del pollo, en el que el efecto no ha sido significativo (aunque presenta el signo esperado), el consumo de carnes rojas se ha visto afectado negativamente mientras que en el caso del pescado el efecto sobre el consumo ha sido positivo.

Cuadro 4. Elasticidades gasto, precio y respecto a la salud de las carnes en España^a

	Elasticidad Gasto	Elasticidad precio				Elasticidad de la información sobre salud
Estudios Primarios						
		Vacuno	Cerdo	Pollo	Pescado	
Vacuno	1,39*	-1,28*	0,46*	0,10	0,31*	-0,07
Cerdo	1,09*	0,60*	-1,52*	0,21*	0,42*	-0,10*
Pollo	0,64*	0,14	0,21*	-0,53*	0,04	0,03*
Pescado	0,62*	0,33*	0,26*	0,02	-0,82*	0,04
Estudios Secundarios						
	Vacuno	Cerdo	Pollo	Pescado		
Vacuno	1,34*	-0,83*	0,03	0,07	0,24*	-0,05*
Cerdo	0,85*	-0,06	-0,59*	0,24	0,26	-0,02
Pollo	0,43*	0,17	0,22	-0,46*	-0,01	-0,01
Pescado	0,92*	0,32*	0,11	-0,01	-0,74*	0,06*
Estudios Superiores						
		Vacuno	Cerdo	Pollo	Pescado	
Vacuno	0,94*	-0,54*	-0,11	0,05	0,21*	-0,08*
Cerdo	0,81*	-0,17	-0,47*	-0,16	-0,02	-0,10*
Pollo	0,25	0,14	-0,13	-0,29	0,24	-0,05
Pescado	1,17*	0,17	-0,01	0,10	-0,68*	0,13*

^a Las elasticidades respecto al propio son las marshallianas mientras que las elasticidades precio cruzadas se corresponden con las hicksianas.

Respecto a las elasticidades de demanda tradicionales (renta y precios), los resultados son bastante consistentes con los esperados. Como puede apreciarse, en todos los casos,

salvo en la elasticidad gasto del pescado, el valor de las elasticidades disminuye, en términos absolutos, conforme aumenta el nivel de educación del cabeza de familia. En los tres casos el pollo puede considerarse como un producto de primera necesidad respecto al resto de carnes incluidas en el trabajo (recuérdese que se ha asumido la hipótesis de separabilidad débil de las preferencias). La carne de cerdo también se puede considerar como un bien de primera necesidad, salvo en el caso de estudios primarios en el que la elasticidad gasto es ligeramente superior a la unidad. En el extremo opuesto se encuentra la carne de vacuno, considerada como un bien de lujo respecto a las demás carnes salvo en el caso de estudios superiores en el que dicha elasticidad es ligeramente inferior a la unidad. Finalmente, en el caso del pescado, la elasticidad gasto aumenta conforme aumenta el nivel de educación, lo cual puede parecer contradictorio. Sin embargo no lo es tanto cuando analizamos un poco más en profundidad la composición de este grupo. Aunque hacemos referencia a pescado fresco, en este apartado estamos incluyendo una gran variedad de especies que van desde el pescado azul, relativamente barato, hasta especies como la merluza cuyo precio puede ser seis o siete veces superior al anterior. En las familias con niveles de educación más bajos predominan los pescados de menor precio, mientras que la composición varía conforme aumenta dicho nivel de educación. En definitiva, aunque hablamos de pescado fresco en los tres casos, nos estamos refiriendo a productos no homogéneos, por lo que no es de extrañar el resultado encontrado en este trabajo respecto a que la elasticidad gasto del pescado aumenta conforme aumenta el nivel de educación.

En las familias en las que el cabeza de familia posee estudios medios o superiores, los cuatro productos considerados presentan demandas inelásticas respecto a su propio precio. Las elasticidades correspondientes a la carne de vacuno y al pescado son las que alcanzan, en términos absolutos, los valores más elevados. En el caso de las familias con estudios primarios las respuestas de los diferentes tipos de carne ante variaciones en sus propios precios son más acusadas. En el caso de la carne de vacuno y de cerdo, las elasticidades superan a la unidad.

Finalmente, en lo que respecta a las elasticidades cruzadas, al igual que ocurría con las elasticidades respecto al propio precio, también se pueden diferenciar dos patrones de comportamiento. En un primer grupo se incluyen las familias con estudios medios o superiores. En estos dos casos, la mayor parte de las elasticidades alcanzan valores relativamente bajos, indicando que las demandas son relativamente independientes. Sin embargo, sí se puede destacar la existencia de una relación de sustitución entre la carne de vacuno y el pescado. En el caso de las familias con estudios primarios, además de que todas las elasticidades presentan valores más elevados, puede apreciarse una gran sustituibilidad entre todos los tipos de carnes (todas las elasticidades cruzadas presentan valores positivos). Además, los valores de dichas elasticidades son significativos salvo en los casos de la carne de pollo en

relación con la de vacuno y el pescado. El número de relaciones de complementariedad (si bien sin ser significativas) aumenta conforme aumenta el nivel de educación del cabeza de familia.

5. CONCLUSIONES

En el entorno de la medicina se ha venido desarrollando una intensa literatura que ha tratado de poner de manifiesto la relación existente entre el consumo de determinados productos alimenticios y el aumento del riesgo de padecer enfermedades tales como arteriosclerosis o algunos tipos de cáncer. Aunque es muy pretencioso suponer que esta literatura es nueva, lo que no cabe duda que es en los últimos años cuando esta literatura ha empezado a estar accesible al público en general, fundamentalmente a través de los medios de comunicación de mayor difusión. El consumidor de alimentos empieza a ser consciente de la relación dieta-salud, sobre todo porque la mayor parte de las enfermedades comentadas anteriormente están asociadas a su calidad de vida, hablando en términos eufemísticos. Ahora bien, hasta qué punto esta mayor concienciación ha influido sobre el comportamiento real del consumidor es una cuestión abierta al debate. Existen una serie de trabajos publicados sobre este tema con resultados diversos.

El objetivo de este trabajo ha consistido en analizar en qué medida la creciente disponibilidad por parte del consumidor español de información sobre la relación dieta-salud ha modificado su comportamiento en cuanto al consumo de determinadas carnes, productos relacionados directamente con la ingestión de grasas y colesterol cuyos efectos nocivos sobre la salud han sido puestos de manifiesto en repetidas ocasiones en la literatura médica. La aportación de este trabajo a la escasa literatura existente sobre este tema es doble. Desde el punto de vista del trabajo aplicado, éste trabajo constituye una novedad ya que el estudio se ha realizado teniendo en cuenta el impacto del nivel de educación sobre el comportamiento final del consumidor.

Desde el punto de vista metodológico este trabajo presenta la novedad de estimar un sistema de demanda en el que existe una combinación de variables estacionarias y no estacionarias ya que, hasta ahora, la literatura había considerado exclusivamente el caso en el que todas las variables eran no estacionarias. Los resultados de los contrastes de raíces unitarias realizados en los tres sistemas de demanda considerados en este trabajo han puesto de manifiesto que, si bien en el caso de los precios las series podían considerarse $I(1)$, tanto las participaciones de gasto como el índice de salud y el gasto real deberían considerarse $I(0)$. Para evitar los posibles problemas tanto econométricos como de interpretación económica asociados a este problema, se ha establecido una estrategia en dos etapas. En la primera etapa se comprobó si los precios estaban cointegrados y si satisfacían la condi-

ción de homogeneidad. Como no ha sido posible rechazar dicha hipótesis, en una segunda etapa se ha especificado y estimado un sistema AIDS, para cada nivel de educación, en el que se han utilizado precios relativos.

Los resultados obtenidos en este trabajo son bastante interesantes. Se ha constatado que efectivamente la creciente disponibilidad de información sobre la relación dieta-salud ha modificado de forma significativa el comportamiento del consumidor de carnes, independientemente de su nivel de educación. Para aquellas familias en las que el cabeza de familia posee estudios primarios se ha producido un efecto significativo en las carnes de menor precio (cerdo y pollo) siendo el efecto negativo, en el primer caso, y positivo, en el segundo. El impacto ha sido más significativo conforme aumentaba el nivel de educación afectando al resto de carnes. En términos generales, la demanda de carnes rojas disminuye ante un incremento en la disponibilidad de información mientras que la de pescado se ve favorecida. La demanda de pollo prácticamente no ha sido afectada. En relación al resto de elasticidades, los resultados son bastante consistentes con los esperados y con los obtenidos en otros trabajos realizados en España. La introducción del nivel de educación ha permitido constatar como a medida que aumenta dicho nivel la magnitud, en términos absolutos, de las elasticidades disminuye, tal como cabría esperar.

Los resultados de este trabajo, a pesar de la novedad del mismo, deben circunscribirse a los productos considerados y al período muestral elegido. En el futuro esta investigación se podría orientar hacia dos direcciones complementarias. En primer lugar, se podría extender este análisis a otros productos alimenticios con el fin de determinar si la preocupación por la salud afecta a todos los productos alimenticios o sólo a aquellos con un mayor contenido de nutrientes potencialmente "nocivos". En segundo lugar, el índice de información sobre la salud que se ha utilizado en este trabajo creemos que es adecuado para este tipo de estudios. Sin embargo, en el futuro se podrían elaborar índices alternativos teniendo en cuenta, por ejemplo, el número de artículos publicados en la prensa escrita sobre la relación dieta-salud, índice que mediría más directamente la cantidad de información que llega al consumidor. Asimismo, se podrían estudiar otras formas funcionales a la hora de elaborar el índice.

6. BIBLIOGRAFÍA

- ANDERSON, G.J. y BLUNDELL, R.W. (1982). Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: An application to consumer's expenditure in Canada. *Review of Economics Studies*, 50, 397-410.
- ANDERSON G.J. y BLUNDELL R.W. (1983): Consumer no durable in the U.K: A dynamic dynamic demand system. Conference paper, supplement to *Economic Journal*, 94, 35-44.
- ATTFIELD C.L.F. (1997): Estimating a cointegrating demand system. *European Economic Review*, 41, 61-73.

- BALCOMBE K.G. y DAVIS J.R. (1996): An application of cointegration theory in the estimation of the Almost Ideal Demand system for food consumption in Bulgaria. *Agricultural Economics*, 15, 47-60.
- CHAMBERS M.J. y NOWMAN K., B. (1997): Forecasting with the almost ideal demand system: evidence from some alternative dynamic specifications. *Applied Economics*, 29, 935-943.
- DEATON A. y MUELLBAUER J. (1980): An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, 70, 312-326.
- DENBALY M. y VROOMEN H. (1993): Dynamic fertiliser nutrient demands for corn: A Cointegrated and Error-Correcting System. *American Journal of Agricultural Economics*, 75, 203-209.
- DICKEY D. A. y FULLER W. A. (1979). *Distribution of estimators for autoregressive time series with unit root*. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DICKEY D. A. y FULLER W. A. (1981): *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root*. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- DOORNIK J. y HANSEN H. (1994): *An omnibus test for univariate and multivariate normality*. Nuffield College, Oxford. Mimeo.
- ENGLE R.F. y GRANGER C.W.J. (1987): Cointegration and error correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276
- FULLER W.A. (1976): Introduction to statistical time series. *John Wiley, New York*.
- GODFREY L.G. (1988): Misspecification tests in econometrics. *Cambridge: Cambridge University Press*.
- HYLLEBERG S., ENGLE R., GRANGER C.W.J. y YOO S.B. (1990): *Seasonal integration and cointegration*. *Journal of Econometrics*, 44, 215-38.
- JOHANSEN S. (1988): *Statistics analysis of cointegration vector*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- JOHANSEN S. y JUSELIUS K. (1990): *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- JOHANSEN S. y JUSELIUS K. (1992): Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- McAVENCHEY I.D. (1996): *The structure of demand for alcoholic drinks in the United Kingdom*. Rapporto di Ricerca # 34, Istituto di Scienze Economiche, Università degli Studi di Verona.
- NG S. (1995): Testing for homogeneity in demand systems when the regressors are nonstationary. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 147-163.
- OSTERWALD-LENUM M. (1992): A Note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- PARK J.Y. (1992): Canonical cointegrating regression. *Econometrica*, 60(1), 119-143.

- PHILLIPS P.C.B. (1991): Optimal inference in cointegrated systems. *Econometrica*, 59, 283-306
- PHILLIPS P.C.B. y HANSEN B. (1990): Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- STOCK J.H. y WATSON M.W. (1988): Variable trends in economic time series. *Journal of Economic Perspectives*, 2, 147-174.
- STOCK J.H. y WATSON M.W. (1993): A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.